M. F. Oppl

Tübingen 1977

Aus der Kinderklinik der Universität Tübingen

Direktor: Professor Dr. med. J. R. Bierich

Voruntersuchungen für einen Reifetest Neugeborener

Inaugural-Dissertation
zur Erlangung des Doktorgrades
der Medizin

dem Fachbereich Klinische Medizin
der Eberhard-Karls-Universität
zu Tübingen

vorgelegt von
Michel F. Oppl
aus Troppau

1977

UNIV.
LEIDEN
BIBL.

Dekan: Professor Dr. R. Lempp

Berichterstatter: Professor Dr. R. Michaelis

I N H A L T S V E R Z E I C H N I S

		Seite
	Erklärung der verwendeten Abkürzungen	I
1	EINLEITUNG	1
2	PROBLEMSTELLUNG	2
3	UNTERSUCHUNGSGUT UND METHODIK	5
4	ERGEBNISSE	7
	Zusammenfassung der Ergebnisse	37
5	DISKUSSION	39
6	ZUSAMMENFASSUNG	47
7	LITERATURVERZEICHNIS	48

In Tabellen und im Text gebrauchte Abkürzungen

GA	Gestationsalter = Schwangerschaft post menstruationem nach den Angaben der Mutter (Regelanamnese)
DA	mit dem DUBOWITZ-Test geschätztes Gestationsalter
FA	mit dem FARR-Test geschätztes Gestationsalter
MFA	mit dem modifizierten FARR-Test (Beschreibung siehe Text) geschätztes Gestationsalter
GGA	nach dem Geburtsgewicht geschätztes Gestationsalter
LA	nach der Geburtsgröße geschätztes Gestationsalter
KUA	nach dem Kopfumfang geschätztes Gestationsalter
GG	Geburtsgewicht
L	Geburtsgröße, Länge in cm vom Scheitel zur Sohle
KU	Kopfumfang in cm in frontooccipitaler Ebene
s.f.d.	small for dates, hypotrophe Neu- und Frühgeborene Kinder, die nach den Längenkurven von RIEGEL (publiziert bei HICKL 1974) unterhalb der zehnten Perzentile liegen
l.f.d.	light for dates, hypotrophe Neu- und Frühgeborene Kinder, die nach den Gewichtskurven von RIEGEL (publiziert bei HICKL 1974) unterhalb der zehnten Perzentile liegen
F.d.	Fetopathia diabetica, Kinder diabetischer Mütter, die klinisch auffällig waren
N.G.	Neugeborene
F.G.	Frühgeborene
P	Perzentile

1 EINLEITUNG

Für die moderne Intensivüberwachung und Intensivtherapie ist die Kenntnis des Gestationsalters in der Perinatologie der wichtigste Faktor, um exakte Diagnostik, optimale Therapie und weitsichtige Prognostik betreiben zu können, da die Schwangerschaftsdauer es ist, die die biologische Reife eines Neugeborenen bestimmt. In der Regel wird die Schwangerschaftsdauer aus den Angaben der Mutter zum Termin der letzten Menstruation errechnet. Häufig ist jedoch der erste Tag der letzten Regel nicht sicher bekannt, zum anderen können die Angaben der Mutter wissentlich oder unwissentlich falsch sein, zum Beispiel wenn Menstruationsblutungen noch nach der Konzeption aufgetreten sind. Daher wuchs in den letzten zehn Jahren das Interesse an Methoden, mit denen die Reife eines Kindes am Geburtstermin bestimmt werden kann. Die Möglichkeiten und die theoretischen Voraussetzungen der Bestimmung des Gestationsalters wurden von CASAER und AKIYAMA (1970) ausführlich dargestellt. Sucht man nach Methoden, das Gestationsalter Neugeborener zu schätzen, die den Bedürfnissen der Klinik gerecht werden, stößt man auf die Tests von FARR (1966) und DUBOWITZ (1970), die am ehesten diesen Wünschen gerecht zu sein scheinen (MEYER-DIETRICH 1976). Bei der Anwendung dieser Tests in der Praxis

Digitized by the Internet Archive
in 2026

https://archive.org/details/IA41523707_0066

zeigt sich jedoch, daß sie gewisse Schwächen aufweisen.

Der FARR-Test setzt sich aus elf somatischen Merkmalen zusammen, wobei pro Merkmal von 0 bis 2, 3 und 4 Punkten bewertet werden kann. Die Punktsumme führt über eine Gleichung zweiten Grades zum gesuchten GA. Der Schätzfehler wird für 95 % zu ± 2,4 Wo angegeben. Bewertet wurden 272 in einer Entbindungsklinik untersuchten Kinder der 30. - 43. Schwangerschaftswoche. Voraussetzung waren verläßliche Angaben der Mütter zur Zyklusanamnese.

Dem DUBOWITZ-Test (DUBOWITZ und Mitarbeiter 1970) wurden diesen elf somatischen Merkmalen zehn sogenannte neurologische Kriterien hinzugefügt und ebenfalls quantifiziert. Bewertet wird nach Punkten, die über eine lineare Gleichung zum gesuchten GA führen.

Der Schätzfehler wird zu ± 2 Wo in 95 % der Fälle angegeben. Erstellt wurde dieser Test an 167 Kindern der 28. bis 42. Schwangerschaftswoche in einer Entbindungsklinik und in einer Frühgeborenenabteilung.

Voraussetzungen waren auch hier verläßliche Angaben der Mütter; die Kinder durften nicht krank sein und mußten einen positiven Mororeflex aufweisen, um in die Studie aufgenommen zu werden.

In einer kritischen Überprüfung dieser Tests wurde festgestellt:

1. Beide Tests sind zur Bestimmung des GA besser geeignet als Tests, die auf anthropometrischen Merkmalen basieren.

   FARR-Test und DUBOWITZ-Test sind nach Korrektur der systematischen Fehlschätzungen bezüglich der Genauigkeit der geschätzten GA s gleichwertig.

   Bei der Verwendung des DUBOWITZ-Testes geht man das Risiko ein, neurologisch beeinträchtigte Kinder zu jung zu schätzen.

2. Keiner der beiden Tests ist unter den Bedingungen der neonatalen Intensivpflege günstig. Die Belastung des Kindes ist selbst durch den einfacheren FARR-Test noch zu hoch.

3. Bei der Verwendung der Tests von FARR und von DUBOWITZ zur Bestimmung des GA liegen mehr Werte als erwartet außerhalb der von diesen Autoren angegebenen Vertrauensbereiche.

   Die Erwartungen bezüglich möglichst kleiner Varianz der Schätzgenauigkeit mit Hilfe dieser Tests dürfen nicht zu hoch angesetzt werden (MEYER-DIETRICH 1976).

2 PROBLEMSTELLUNG

Aufgrund der von MEYER-DIETRICH berichteten Erfahrungen und Untersuchungen wurden Überlegungen angestellt, einen Test zu finden, der unter klinischen Bedingungen durchführbar und auch bei schonungsbedürftigen Kindern vertretbar angewandt werden kann, ohne daß dabei eine Verschlechterung an Verläßlichkeit in Kauf genommen werden muß. Dazu soll zunächst geprüft werden, inwieweit eine Beschränkung der Anzahl der Reifezeichen ohne Informationsverlust möglich ist, und ob eine Vereinfachung die Aussagekraft des Tests vermindert.

Ziel dieser Vorstudie ist es, mit einem modifizierten FARR-Test die folgenden Fragen zu prüfen:

1. Wie wirkt sich eine Modifikation des FARR-Testes aus auf das Untersuchungsergebnis im Vergleich mit den nach FARR und DUBOWITZ beschriebenen Tests?
2. Ist ein solcher Test für die Bestimmung des GA besser geeignet als die Bestimmung mit anthropometrischen Maßen?

3 UNTERSUCHUNGSGUT UND METHODIK

Getestet wurden 150 nicht selektierte Kinder in der Frühgeborenenabteilung der Universitätskinderklinik Tübingen und in der Neugeborenenabteilung der Universitätsfrauenklinik Tübingen in der Zeit vom 9. Jan. 1972 bis 20. Juni 1973.

Davon erfüllten 65 Kinder folgende Kriterien, die als Bedingung zur Einbeziehung in die Studie gestellt wurden:

1. Weitgehend sicheres Gestationsalter, nach der Regelanamnese und den Angaben zum ersten Tag der letzten Regel berechnet. Bei Zyklen, die kürzer sind als der normale Zyklus von 28 Tagen, ist anzunehmen, daß die Ovulation und damit auch die Konzeption um die Zahl der Tage, die der Zyklus verkürzt ist, früher stattfindet. Bei verlängerten Zyklen entsprechend später. Die Schwangerschaftsdauer muß im ersteren Fall als länger, im zweiten kürzer angenommen werden. Bei verkürzten Zyklen wurde darum zum Ausgleich die Zahl der Tage, die er verkürzt ist, zum Gestationsalter hinzugezählt, bei verlängertem Zyklus abgezogen.
2. Zyklusschwankungen kleiner als sieben Tage.
3. Zyklusdauer länger als 20 und kürzer als 36 Tage.

4. Mindestens ein halbes Jahr vor der Konzeption abgesetzte Ovulationshemmer.
5. In die Studie wurden nur Kinder deutscher Eltern aufgenommen.
6. Es wurden nur die Testergebnisse ausgewertet, die von einem Untersucher erzielt wurden.

Der Untersucher hatte zur Zeit der Untersuchung keine Information über die Schwangerschaftsdauer. Die Untersuchung erfolgte innerhalb des 1. - 6. Lebenstages, wobei ca. 95 % der Kinder an ihrem ersten, zweiten oder dritten Lebenstag untersucht wurden. Untersucht wurde nach der Beschreibung der Reifetests von FARR (1966) und DUBOWITZ (1970). Die Definition der einzelnen Reifezeichen und ihrer Bewertungen wurde übersetzt, übereinstimmend mit MEYER-DIETRICH (1976). Die somatischen Maße, Gewicht, Länge und Kopfumfang wurden bei den in der Frauenklinik untersuchten Kindern den von den Hebammen ausgefüllten Geburtsjournalen, bei den in der Kinderklinik untersuchten Kindern den von der aufnehmenden Schwester ausgefüllten Krankenblättern entnommen.

4 ERGEBNISSE

In der Tabelle 1 sind bei 65 Kindern das errechnete Gestationsalter, das Geburtsgewicht, bei 63 Kindern die Länge, bei 62 Kindern der Kopfumfang, bei 48 Kindern die Bewertungszahlen des FARR- und DUBOWITZ-Testes ausgeführt. Das Gestationsalter der untersuchten Kinder lag zwischen der 29. - 41. Woche. 22 der 65 untersuchten Kinder lagen unterhalb der zehnten Perzentile nach den Kurven von RIEGEL (publiziert bei HICKL 1974) nach Geburtsgewicht und/oder Länge und/oder Kopfumfang. Sie sind in Tabelle 1 in der Spalte "Diagnose" als light bzw. small for dates aufgeführt. Drei Kinder, Kinder diabetischer Mütter, lagen nach Geburtsgewicht und/oder Geburtslänge und/oder Kopfumfang oberhalb der neunzigsten Perzentile der RIEGELschen Kurven. Sie sind aufgeführt als Fetopathia diabetica. Etwa 2/3 der untersuchten Kinder waren also eutrophe Neu- oder Frühgeborene. Insgesamt gesehen verteilten sich Hypotrophe und Eutrophe im Verhältnis 1 zu 2. Betrachtet man alle Kinder, die bei der Untersuchung 38 Wochen alt waren, dann verteilen sich Hypotrophe und Eutrophe im Verhältnis 2 zu 1, also genau reziprok. Die zur Untersuchung gelangten s.f.d. bzw. l.f.d. waren nach dem Gestationsalter vorwiegend 35, 36 und 37 Wochen alt (Tabelle 2).

Tabelle 1

Kind	GA (Wo + Tge)	GG (g)	L (cm)	KU (cm)	FARR (Pkte)	DUBO (Pkte)	mod. FARR (Pkte)	Diagnose
1	30+6	940	36,0	26,0	10,5	33,0	6,0	s.f.d.
2	31+6	1230	37,0	27,4	8,0	18,5	5,0	und/oder
3	34+1	1460	43,0	29,5	15,5	31,0	9,0	l.f.d.
4	35+4	1900	43,0	30,5	17,5	31,5	8,0	"
5	35+4	2110	44,0	32,0	12,0	27,5	6,0	"
6	35+4	2000	45,0	32,0	14,5	26,0	11,0	"
7	36+3	2000	43,5	33,0	20,0	35,5	9,5	"
8	36+6	2320	46,5	31,4	32,5	52,0	20,5	"
9	37+1	1850	43,0	32,5	24,0	46,5	14,0	"
10	37+4	2000	45,0	30,0	23,0	42,0	14,0	"
11	37+4	2810	46,0	34,5	26,0	54,5	17,0	"
12	38+2	1980	44,0	31,3	26,0	50,5	15,5	"
13	38+4	2000	48,0	-	26,5	50,0	16,5	"
14	40+1	3110	48,0	34,0	32,5	60,5	20,0	"
15	41+2	2140	46,0	33,0	28,5	51,5	18,0	"
16	29+5	2390	44,0	31,5	13,0	27,5	8,5	F.d.
17	37+4	4030	52,0	36,5	25,5	46,5	17,5	"
18	39+6	5000	57,0	37,5	33,0	60,0	21,5	"
19	28+5	1280	40,0	27,0	6,5	16,5	3,5	N.G.
20	29	1050	37,0	24,0	4,5	10,5	1,0	und/
21	29+3	1230	39,0	26,0	11,0	24,0	6,0	oder
22	30+2	1750	42,0	29,0	11,0	24,5	6,0	F.G.
23	30+3	1850	44,0	29,5	10,0	19,5	5,0	"
24	30+3	1450	41,0	27,0	3,5	10,0	2,5	"
25	31+4	1570	40,5	28,0	7,5	15,5	3,5	"
26	31+6	1500	39,0	28,5	11,5	20,0	6,0	"
27	32	1780	42,0	29,5	9,0	26,0	4,0	"
28	32+3	1790	42,0	30,0	15,5	29,5	8,0	"
29	32+4	2060	42,0	31,0	13,5	28,5	9,0	"
30	32+5	2030	43,0	30,0	17,0	32,5	8,0	"
31	32+5	1990	44,0	30,0	16,0	32,0	10,5	"
32	33+1	1700	42,0	30,5	17,0	27,0	7,5	"
33	33+6	2460	48,0	32,0	19,0	29,0	11,5	"
34	34+1	1900	43,0	30,0	14,0	30,5	9,0	"
35	34+2	2220	46,0	30,0	17,5	30,5	10,5	"
36	34+5	2170	44,0	32,4	15,0	32,5	11,0	"
37	35+4	2760	50,0	35,0	16,5	28,5	13,0	"
38	35+5	2180	45,0	32,0	17,5	29,5	10,0	"
39	36+4	2650	49,0	33,0	25,0	45,0	16,5	"
40	37+5	2940	49,0	33,5	28,5	51,0	19,0	"
41	38+6	3080	49,0	33,0	32,5	59,5	21,0	"
42	39	3150	49,0	34,0	36,0	60,5	21,5	"
43	39+1	3380	50,0	32,0	25,0	52,5	17,0	"
44	39+6	3730	50,0	35,0	27,5	54,0	18,5	"
45	40+3	3730	52,0	35,0	32,5	61,0	21,0	"
46	40+6	3770	50,0	36,0	36,0	61,5	23,5	"
47	40+6	4010	52,0	35,5	34,5	57,5	20,5	"
48	41+4	3760	51,0	34,0	35,5	63,5	21,5	"

Tabelle 1 Fortsetzung

Kind	GA (Wo + Tge)	GG (g)	L (cm)	KU (cm)	FARR (Pkte)	DUBO (Pkte)	mod. FARR (Pkte)	Diagnose
49	34+2	1550	42,0	30,0	-	-	6,0	l.f.d.
50	35	1730	43,0	29,0	-	-	7,5	und/
51	35+3	1570	43,0	30,0	-	-	15,5	oder
52	35+3	2120	44,0	33,0	-	-	15,0	s.f.d.
53	36+2	2000	44,0	31,5	-	-	8,5	"
54	37+1	1930	45,0	30,0	-	-	14,5	"
55	41	2420	47,0	-	-	-	15,0	"
56	26+6	900	-	-	-	-	0,0	N.G.
57	30	1550	41,0	27,5	-	-	4,0	und/
58	30+3	1540	43,0	29,0	-	-	5,5	oder
59	31+4	1790	43,0	29,5	-	-	6,5	F.G.
60	31+5	1840	43,0	29,5	-	-	6,0	"
61	32	1730	-	29,5	-	-	7,0	"
62	32+1	2250	47,0	31,0	-	-	11,0	"
63	34+4	2910	46,0	31,0	-	-	5,0	"
64	34+5	2260	45,0	31,5	-	-	12,5	"
65	34+6	2700	47,0	33,0	-	-	11,5	"

Wochen	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42
Eutroph.	1		1	2	5	4	7	2	6	2	1	1	1	3	3	1	
Hypotr.					1	1			2	6	3	4	2		1	2	

Tabelle 2 Verteilung der Hypotrophen und der Eutrophen in Bezug auf das Gestationsalter

Es wurden bei jedem Kind elf somatische Reifezeichen geprüft wie von FARR beschrieben. DUBOWITZ übernahm bis auf das Zeichen "Brustwarze und Areola" unverändert diese Reifezeichen für seinen Test. Zusätzlich müssen beim DUBOWITZ-Test zehn neurologische Merkmale bewertet werden. Die Untersuchungsmöglichkeit war bei siebzehn Kindern (Tabelle 1 Forts.) entweder durch die eingeleitete Therapie oder durch die Schwere der Krankheit dermaßen eingeschränkt, daß die "Kopfkontrolle" und die "schwebende Bauchlage" nicht, "Rückzugphänomen der Arme und Beine", sowie beim FARR-Test die "Lanugobehaarung" nur unsicher bewertet werden konnten.

Dagegen konnten alle 65 Kinder mit einem modifizierten FARR-Test bewertet werden. Diese Modifikation bestand

1. in einer zahlenmäßigen Verminderung der von FARR benützten Reifezeichen und
2. in einer Definitionsvereinfachung dieser Reifezeichen (Tabelle 3).

Zu 1.: Von elf FARRschen Merkmalen wurden acht übernommen. "Lanugobehaarung" wurde aus o.g. Gründen nicht übernommen. Das Merkmal "Oedeme" wurde nicht in den Test mit aufgenommen, da es sich als nicht valide erwies. Auf das Merkmal "Hautdurchsichtigkeit" wurde verzichtet, da das Reifezeichen "Haut" zusammen mit den Merkmalen "Hautbeschaffenheit" und "Hautfarbe" als übergewichtet betrachtet wurde. Diese Annahme bleibt jedoch unbewiesen. Der reduzierte FARR-Test setzt sich also aus folgenden somatischen Merkmalen zusammen: Hautbeschaffenheit, Hautfarbe, Ohrform, Ohrelastizität, Genitalien, Brustdrüsengröße, Brustwarze und Areola, Fußsohlenfaltenbildung.

Zu 2.: Diese Merkmale wurden von der Beschreibung FARRs abweichend definiert, mit dem Ziel durch Beschränkung auf einfache Kriterien mehr Eindeutigkeit bei der Bewertungsarbeit zu gewinnen, und im Hinblick darauf, daß Ungeübte sich rascher diese Bewertungskriterien anzueignen vermögen. Allen Merkmalen wurden vier Bewertungsmöglichkeiten zugeordnet, um sie "vergleichbar" zu machen, bei eventuellen weiterführenden statistischen Untersuchungen.

Tabelle 3 Bewertungsschema des modifizierten FARR-Tests

Bewertung	0	1	2	3
Hautbeschaffenheit	gelatineartig	glatt	diskrete Schuppung	deutliche Schuppung
Hautfarbe	rot	rosig	blaßrosa	blaß
Ohrform oberer Ohrrand	flach	eben beginnende Krümmung	deutliche Krümmung	umgeschlagen
Ohrelastizität	nicht	langsam	zügig	schnellend
Genitalien ♀	weit klaffend	klaffend	fast geschlossen	geschlossen
Genitalien ♂	nicht tastbar	distaler Ausgang ob. Scrotum	oberes bis mittl. Drittel	vollst. deszend. mind. 1 Seite
Brustdrüse	nicht tastbar	eben tastbar	bis 5 mm	> 5 mm
Areola	nicht oder kaum sichtbar	sichtbar ohne Pünktel.	sichtbar Rand gepünkt.	Rand erhaben
Fußsohle	keine oder eine Querfurche	feine Falten	deutl. Querfalten, einz. Überkreuzungen	netzförmige Überkreuzungen

Alle 65 Kinder konnten nach diesem modifizierten FARR-Test untersucht werden. Die Summe der Bewertungszahlen erscheint in der Tabelle 1, in der Spalte mit der Kennzeichnung "mod.FARR"-Test.

Diese Maßzahl wurde dem Gestationsalter, das nach den Angaben der Mutter errechnet wurde, zugeordnet. Der Maßkorrelationskoeffizient der Gesamtpunktzahl gegen das anamnestische Gestationsalter beträgt $r_{GA/MF} = 0,90$. Das Streuungsdiagramm (Abbildung 1) läßt einen positiven linearen Zusammenhang vermuten. Auch DUBOWITZ beschreibt die Haupttendenz der Beziehung der beiden Variablen (GA und Testmaßzahl) mit einer Geraden. Wir werden jedoch in einem varianzanalytischen Verfahren die Linearität der Regression testen.

Die Regressionsformel lautet $y = 1,49x - 40,62$ (y = MF, x = GA).

Die Standardabweichung ist gleich $s = 2,55$.

Da die Standardabweichung als Maß für vergleichende Aussagen über FARR-, DUBOWITZ- und mod.FARR-Test benützt, zweitens die noch zu beschreibende Korrelation gegen die O-Hypothese (y korreliert nicht mit x) getestet und drittens ein varianzanalytisches Verfahren angewandt werden soll, wird als zweite Annahme die der Normalverteilung der Fehlerabweichung der Stichprobe um

die Gerade nötig. Die Wahrscheinlichkeit, daß die 65 Punkte in dem Streuungsdiagramm gemäß einer Normalverteilung um die Regressionsgerade streuen und die Streuung unabhängig ist von x (GA), wurde mit Hilfe des Chi-Quadrat-Testes aus der Stichprobe selbst errechnet. Diese Beweisführung wird zunächst aufgeschoben und erst nach der Errechnung der Standardabweichung geführt.

Aus der standardisierten Normalverteilung (s = 1) können dann die Perzentilenwerte unter Verwendung der in unserem Fall gegebenen Standardabweichung (s = 2,5) errechnet werden (Tabelle 2).

Der Schätzfehler bei der Bestimmung des Gestationsalters mit dem mod.FARR-Test beträgt ± 2,8 Wochen in 95 % der Fälle.

Tabelle 4 Durch z-Transformation standardisierte Normalverteilung

Perzentile	z-Wert	MF-Maßzahl
95	1,645	4,19
90	1,283	3,27
75	0,675	1,72
50	0,000	0,00
25	-0,675	-1,72
10	-1,283	-3,27
5	-1,645	-4,19

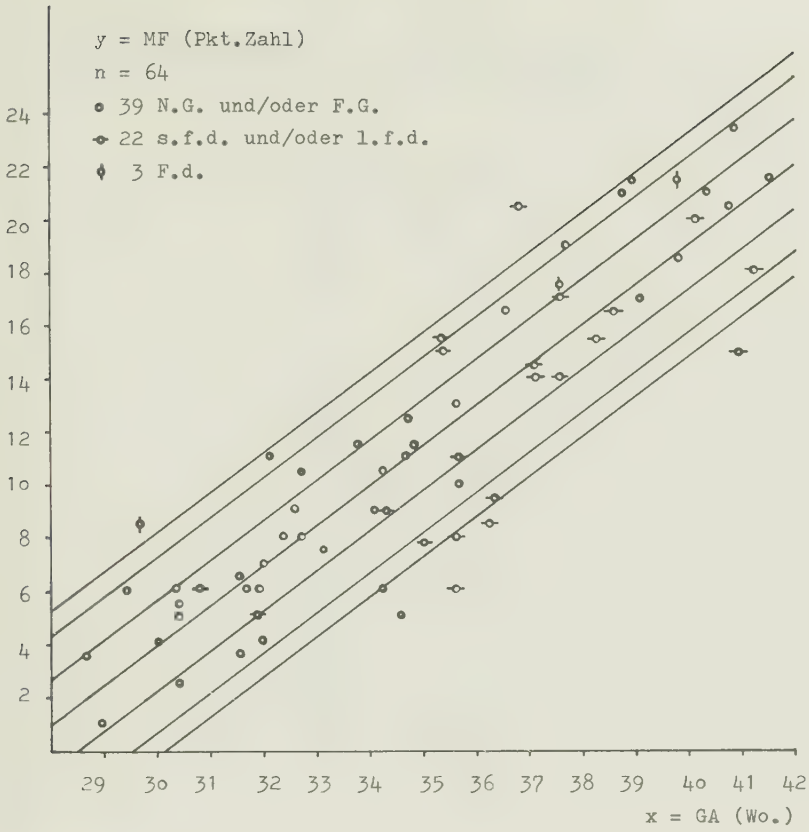

Abbildung 1 Streuungsdiagramm der Zufallsvariablen y = MF (Gesamtpunktzahl des mod. FARR-Tests) in Abhängigkeit von x = GA (anamnestisches Gestationsalter) und die Regressinsgerade y = 1,49x - 40,62 mit der 95sten, 90sten, 75sten, 25sten, 10ten und 5ten Perzentilen

Tabelle 5 Umwandlung von MF Gesamtpunktzahl in geschätztes Gestationsalter

MF (Punkte)	GA (Wochen)
1,0	28
2,5	29
4,0	30
5,5	31
7,0	32
8,5	33
10,0	34
11,5	35
13,0	36
14,5	37
16,0	38
17,5	39
19,0	40
20,5	41
22,0	42

In Abbildung 1 erscheinen die Perzentilen als eine Parallelenschar zur Regressionsgeraden, wobei der Abstand von der Regressionsgeraden in der y-Achsenrichtung in der Tabelle 4 in der Spalte MF-Maßzahl erscheint. Durch vier Perzentilenparallelen (P_{10}, P_{25}, P_{75}, P_{90}) wird die Stichprobe der 65 untersuchten Kinder in fünf Kategorien unterteilt:

1. Kategorie: Bereich oberhalb P_{90}
2. Kategorie: Bereich zwischen P_{90} und P_{75}
3. Kategorie: Bereich zwischen P_{75} und P_{25}
4. Kategorie: Bereich zwischen P_{25} und P_{10}
5. Kategorie: Bereich unterhalb P_{10}

Kategorie	1	2	3	4	5
beobachtete Häufigkeit (s.Tabelle 7)	7	8	36	6	8
Erwartungswerte bei Normalverteilung	6,5	9,75	32,5	9,75	6,5

Tabelle 6 Zahlenmäßige Verteilung der Stichprobe auf fünf Kategorien (Definition s.o.)

Nachträglich soll unsere Annahme, daß die Werte nach einer Normalverteilung um die Regressionsgerade streuen, geprüft werden. Dabei testeten wir mit dem Chi-Quadrat-Test gegen folgende Nullhypothese: Die gegebene Verteilung weicht nicht von einer Normalverteilung ab. In Tabelle 6 sind die Rohwerte zur Berechnung von Chi-Quadrat enthalten, das ein Maß für die Wahr-

scheinlichkeit darstellt, inwieweit die Zufallsvariable der Gesamtpopulation, aus der die Stichprobe stammt, normalverteilt ist. Das Chi-Quadrat wurde zu 2,52 berechnet. Bei vier Freiheitsgraden (5 Kategorien $\hat{=}$ 4 Freiheitsgraden) beträgt die prozentuale Wahrscheinlichkeit 64 % einen Chi-Quadratwert von 2,52 zu erhalten, wenn die Nullhypothese richtig ist. Diese Wahrscheinlichkeit von 64 % ist ein Maß für die Anpassung der theoretisch angenommenen Normalverteilung an die empirische Verteilung. Wird die Nullhypothese bei einem Wert von 2,52 verworfen, so beträgt die Wahrscheinlichkeit dabei einem Irrtum zu unterliegen 64 %. Zunächst sieht es so aus, als ob es ein Risiko darstellt, die Nullhypothese unter diesen Umständen anzunehmen. Nach LIENERT (1962) ist jedoch die Anpassung an die Normalverteilung bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit über 50 % "gut". Im allgemeinen ist es üblich, erst bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % die O-Hypothese zu verwerfen.

Damit ist die Bedingung hinreichend erfüllt, die Regression auf Linearität testen zu können. Dieser Linearitätstest beantwortet gleichzeitig die Frage, ob überhaupt angenommen werden darf, daß die Zufallsvariable y = MF mit x = GA korreliert. Die Nullhypothese lautet: Es liegt keine lineare Regression vor und die Zufallsvariable y (MF) korreliert nicht mit x (GA).

Hierzu wurden in unserer Stichprobe jeweils alle diejenigen y-Werte (MF) gruppenweise so zusammengefaßt, daß das zugehörige x (GA) denselben Zahlenwert hat. Das

Verhältnis v =

$$\frac{\text{Abweichung d. Gruppenmittelwerte v.d. Regressionsger.}}{\text{Abweichg.d.y-Werte v. zugehör.Mittelw.d. Gruppe}}$$

wurde mit einem tabellarisch bestimmten Verhältniswert v_o verglichen. Rechnerisch ist v = 1,09, tabellarisch v_o = 1,87 (KREYSZIG 1973). Bei einer Signifikanz von 5 % wird die Hypothese angenommen, wenn v = 1,87 ist. Die Regression darf damit als linear angesehen werden. Dieser Test sagt jedoch nichts darüber aus, ob eine Gerade die einzig mögliche oder die beste mit den Beobachtungen verträgliche Regressionslinie ist.

Vergleich von Häufigkeitsverteilungen

In Tabelle 7 wurden für jedes einzelne der 65 Kinder die Kategorien (Definition s.S.17) für GG, L, KU und mod. FARR-Test bestimmt. Dabei wurden die Perzentilenkurven von RIEGEL (1974) für GG, L und KU und für die Punktzahl des mod.FARR-Tests die Regressionsgerade mit ihrer Perzentilenparallelenschar, wie sie Abbildung 1 zeigt, zugrunde gelegt. Um in den Schaubildern den Koordinatenpunkt aufsuchen zu können, wurde das GA (x-Wert) in Dezimalen transponiert. Wie sich zahlen-

mäßig die 65 Kinder nach dem mod.FARR-Test, GG, L und KU auf die fünf oben beschriebenen Kategorien verteilen, wird in Tabelle 8 vergleichend zusammengestellt, wobei nur bei 64 Kindern die Kategorie nach GG, bei 63 nach L und bei 62 nach dem KU bestimmt werden konnte. In Tab. 9 sind die entsprechenden Erwartungswerte für Stichproben von 65, 64, 63 bzw. 62 Kindern bei Normalverteilung auf fünf Kategorien zusammengestellt.

Die beiden Tabellen 8 und 9 sind zeichnerisch in Abbildung 2 in Form eines Säulendiagramms dargestellt. Wie bereits rechnerisch nachgewiesen, ist auch optisch die Verteilung der Kinder auf fünf Kategorien einer Normalverteilung gut angepaßt, wenn das GA mit der Punktzahl des mod.FARR-Tests verglichen wird, während eine schiefe Verteilung erscheint, wenn die Perzentilenkategorie nach GG, L oder KU für jedes Kind aufgesucht und die Anzahl der Kinder pro Kategorie in einer entsprechend hohen Säule dargestellt wird. Anders ausgedrückt, kann man bereits jetzt sagen: Hätte man in unserer Stichprobe das GA nach den anthropometrischen Maßen bestimmt, würden wir zu viele Kinder als zu jung eingeschätzt haben, weil das Schwergewicht der Verteilung zur fünften Kategorie hin tendiert.

Tabelle 7 Zugehörigkeit der einzelnen Kinder in die o.g. Kategorien

Kind	GG	L	KU	mod. FARR	Diagnose
1	5	5	5	3	s.f.d.
2	5	5	5	4	und/oder
3	5	4	5	3	l.f.d.
4	5	5	5	5	"
5	4	5	4	5	"
6	5	5	4	3	"
7	5	5	4	5	"
8	5	4	5	1	"
9	5	5	5	3	"
10	5	5	5	3	"
11	4	5	3	3	"
12	5	5	5	3	"
13	5	4	-	3	"
14	4	5	3	3	"
15	5	5	5	4	"
16	1	2	1	1	F.d.
17	1	2	2	2	"
18	1	1	1	2	"
19	3	3	3	3	N.G.
20	4	4	5	3	und/oder
21	3	3	4	2	F.G.
22	3	3	3	3	"
23	2	2	3	3	"
24	3	3	4	4	"
25	3	3	4	4	"
26	4	4	4	3	"
27	3	3	3	4	"
28	3	3	3	3	"
29	3	3	3	3	"
30	3	3	4	3	"
31	3	3	4	2	"
32	4	4	3	3	"
33	3	2	3	2	"
34	4	4	5	3	"
35	3	3	5	3	"
36	3	4	3	3	"
37	3	2	2	3	"
38	4	4	4	4	"
39	3	3	3	2	"
40	3	3	4	1	"
41	4	4	4	1	"
42	3	4	3	1	"
43	3	3	5	3	"

Tabelle 7 Fortsetzung

Kind	GG	L	KU	mod. FARR	Diagnose
44	2	3	3	3	N.G.
45	3	3	3	3	und/oder
46	3	3	3	2	F.G.
47	2	3	3	3	"
48	3	3	4	3	"
49	5	5	5	5	l.f.d.
50	5	5	5	5	und/oder
51	5	5	5	1	s.f.d.
52	4	5	3	2	"
53	5	5	5	5	"
54	5	5	5	3	"
55	5	5	-	5	"
56	-	-	-	3	N.G.
57	3	3	3	3	und/oder
58	3	3	3	3	F.G.
59	3	3	3	3	"
60	3	3	3	3	"
61	3	-	3	3	"
62	2	2	3	1	"
63	4	3	4	5	"
64	3	3	4	3	"
65	3	3	3	3	"

Tabelle 8 Beobachtete zahlenmäßige Verteilung der Stichprobe auf fünf Kategorien nach dem mod.FARR-Test, GG, KU und der L

Kategorie	beobachtete Häufigkeit			
	mod. FARR	GG	L	KU
1	7	3	1	2
2	8	4	6	2
3	36	28	26	25
4	6	11	11	15
5	8	18	19	18
insgesamt	65	64	63	62

Tabelle 9 Erwartete zahlenmäßige Verteilung auf fünf Kategorien bei einer Stichprobe von 65, 64, 63 und 62 Kindern

Kategorie	Erwartungswerte bei Normalverteilung			
	mod. FARR	GG	L	KU
1	6,50	6,4	6,25	6,2
2	9,75	9,6	9,50	9,3
3	32,50	32,0	31,50	31,0
4	9,75	9,6	9,50	9,3
5	6,50	6,4	6,25	6,2
insgesamt	65,00	64,0	63,00	62,0

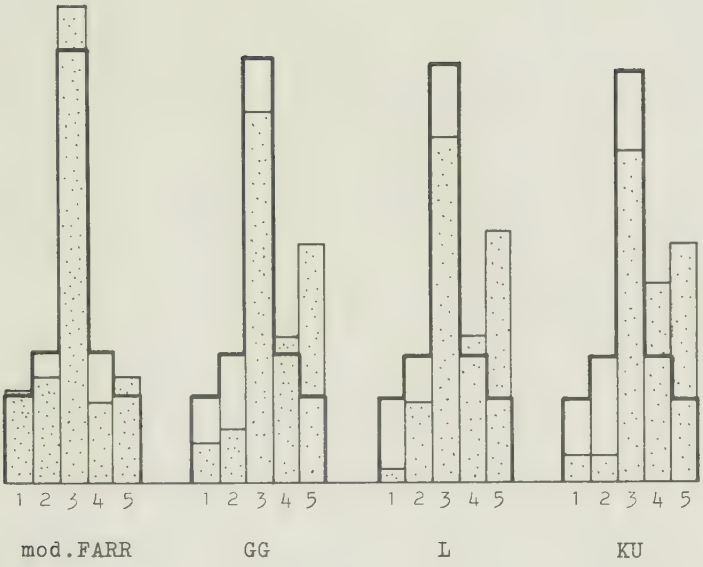

Abbildung 2 Säulendiagramm zur Darstellung der beobachteten und erwarteten Häufigkeitsverteilung der Stichprobe auf fünf Kategorien (Def.s.Text)
(erwartete Verteilung: dick ausgezogen
beobachtete Verteilung: punktierte Säulen)

Maßkorrelativer Vergleich

Bei 65 Kindern ist das GA nach den Angaben der Mutter und das GA, geschätzt nach dem mod.FARR-Test, bekannt.

Bei 56 Kindern das GA geschätzt nach der L
" 55 " " " " " dem KU
" 52 " " " " " dem GG
" 48 " " " " " dem DUBOWITZ-Test
" 46 " " " " " dem FARR-Test

Es wurde dabei jeweils die 50ste Perzentile, bei den somatischen Maßen zugrundegelegt (Tabelle 10).

Die verschieden geschätzten Alter korrelieren verschieden eng mit dem anamnestischen GA (Tabelle 11). Am engsten (r angenähert 1) korreliert das Alter, das nach der 50sten Perzentile des mod. FARR-Testes bestimmt wurde, mit dem GA nach den mütterlichen Angaben. Schätzt man das Alter nach dem Geburtsgewicht, wird die schwächste Korrelation errechnet.

Die Grenzen, innerhalb derer der Korrelationskoeffizient mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 °/oo liegt, sind in Tabelle 1 in der Spalte "Konfidenzintervall" aufgeführt. Die Toleranzgrenzen sind am engsten beim Korrelationskoeffizient $r_{MFA/GA}$, das heißt der Koeffizient von r = 0,93, der aus der Stichprobe errechnet wurde, weicht vom wahren Koeffizienten nur wenig ab. Am weitesten liegen die Grenzen beim Korrelationskoeffi-

zienten $r_{GGA/GA}$, das heißt man hätte bei einer anderen Stichprobe, die die gleichen Voraussetzungen erfüllt hätte, durchaus auch einen Koeffizienten von nur r = 0,26 ermitteln können. Zum GA zeigt die beste Korrelation damit das MFA, danach folgen das DA und das FA, erst dann folgen die Alter, die nach den Geburtsmassen gefunden werden. Davon korreliert am besten das KUA, dann das LA; am schlechtesten schneidet das GGA ab.

Zeichnerisch, im Schaubild (Abbildung 3, 4, 5, 6, 7, 8) läßt sich die Korrelation danach abschätzen, wie weit die Punkte um die erste Winkelhalbierende streuen. Eine Korrelation von 1 bestünde, wenn alle Punkte auf der Winkelhalbierenden lägen. Keine Korrelation (r = 0) läge vor, wenn alle Punkte sich, ohne Häufung um die Halbierende, in dem Quadrat des Koordinatensystems verteilten. Auch hier sieht man (Abbildung 4, 6, 7, 8), daß das Alter der Kinder unterschätzt worden wäre, wenn die somatischen Maße und auch der DUBOWITZ-Test zur Bestimmung des Gestationsalters zugrunde gelegt wird. Die Punkte häufen sich in diesen Streuungsdiagrammen unterhalb der Winkelhalbierenden. Auf der anderen Seite wird die Schwangerschaftsdauer der Kinder überschätzt, wenn der FARR-Test zur Bestimmung herangezogen wird. Wie weit die Punkte um die Winkelhalbierende streuen, ist ein ungefähres Maß für die Toleranz der Korrelation.

Die Punkte in Abbildung 3 streuen am wenigsten um die Winkelhlabierende. Mit dem mod.FARR-Test wird das Alter mit enger Korrelation zum anamnestischen GA bestimmt, die Toleranzgrenzen sind eng.

Tabelle 10 Nach verschiedenen Methoden bestimmte Gestationsalter

Kind	GA	GGA	LA	KUA	FA	DA	MFA
1	30,86	-	-	-	32,8	33,0	31,3
2	31,86	-	-	28,4	30,8	29,3	30,7
3	34,14	29,8	31,8	30,5	36,2	32,5	33,3
4	35,57	32,4	31,8	31,6	37,3	32,7	32,7
5	35,57	33,3	32,6	33,2	33,9	31,6	31,3
6	35,57	32,8	33,3	33,2	35,6	31,3	34,7
7	36,43	32,8	32,2	34,6	38,5	33,7	33,7
8	36,86	34,1	34,5	32,5	41,4	37,9	41,0
9	37,14	32,0	31,8	34,0	40,0	36,5	36,7
10	37,57	32,8	33,3	31,0	39,7	35,3	36,7
11	37,57	36,0	34,0	37,6	40,6	38,5	38,7
12	38,29	34,6	32,6	32,4	40,6	37,5	37,7
13	38,57	32,8	35,7	-	40,7	37,4	38,3
14	40,14	37,3	35,7	36,2	41,4	40,1	40,7
15	41,29	33,3	34,0	34,6	41,1	37,8	39,3
16	29,71	34,3	32,6	32,7	34,6	31,6	33,0
17	37,57	-	-	-	40,4	36,5	39,0
18	39,86	-	-	-	41,4	40,0	41,7
19	28,71	-	29,4	28,0	29,5	28,8	29,7
20	29,00	-	-	-	-	27,3	28,0
21	29,43	-	28,5	-	33,2	30,7	31,3
22	30,29	31,6	31,0	30,0	33,2	30,9	31,3
23	30,43	32,1	32,6	30,5	32,4	29,6	30,7
24	30,43	29,6	30,3	28,0	-	27,2	29,0
25	31,57	30,5	29,9	29,0	30,3	28,6	29,7
26	31,86	30,2	28,5	29,7	32,8	30,0	31,3
27	32,00	31,8	31,0	30,5	31,6	31,3	30,0
28	32,43	31,9	31,0	31,0	36,2	32,1	32,7
29	32,57	33,0	31,0	32,1	35,0	31,9	33,3
30	32,71	33,0	31,8	31,0	37,1	32,9	32,7
31	32,71	32,6	32,6	31,0	36,5	32,8	34,3
32	33,14	31,4	31,0	31,6	37,1	31,5	32,3
33	33,86	34,6	35,7	33,2	38,1	32,0	35,0
34	34,14	32,4	31,8	31,0	35,3	32,4	33,3
35	34,29	33,7	34,0	31,0	37,4	32,4	34,3
36	34,71	33,4	32,6	33,8	35,9	32,9	34,7
37	35,57	35,6	38,0	40,0	36,8	31,9	36,0
38	35,71	33,5	33,3	33,2	37,3	32,1	34,0
39	36,57	35,3	36,6	34,6	40,3	36,1	38,3
40	37,71	36,5	36,6	35,4	41,1	37,7	40,0
41	38,86	37,2	36,6	34,6	41,4	39,8	41,3
42	39,00	37,6	36,6	36,2	41,4	40,1	41,7
43	39,14	39,4	38,0	33,2	40,3	38,0	38,7

Tabelle 10 Fortsetzung

Kind	GA	GGA	LA	KUA	Fa	DA	MFA
44	39,86	-	38,0	40,0	40,9	38,4	39,7
45	40,43	-	-	40,0	41,4	40,2	41,3
46	40,86	-	38,0	-	41,4	40,3	42,0
47	40,86	-	-	-	41,4	39,3	41,0
48	41,57	-	40,0	36,2	41,4	40,9	41,7
49	34,29	30,4	31,0	31,0	-	-	31,3
50	35,00	31,5	31,9	30,0	-	-	32,3
51	35,43	30,5	31,9	31,0	-	-	37,7
52	35,43	33,3	32,6	34,6	-	-	37,3
53	36,29	32,8	32,6	32,7	-	-	33,0
54	37,14	32,4	33,2	31,0	-	-	37,0
55	41,00	34,4	34,8	-	-	-	37,3
56	26,86	-	-	-	-	-	27,3
57	30,00	30,4	30,3	28,5	-	-	30,0
58	30,43	30,5	31,9	30,0	-	-	31,0
59	31,57	31,8	31,9	30,5	-	-	31,7
60	31,71	32,2	31,9	30,5	-	-	31,3
61	32,00	31,4	-	30,5	-	-	32,0
62	32,14	33,8	34,8	32,0	-	-	34,7
63	34,57	36,4	34,0	32,0	-	-	30,7
64	34,71	33,9	33,2	32,7	-	-	35,7
65	34,86	35,4	34,8	34,6	-	-	35,0

Tabelle 11 Korrelationskoeffizienten und ihre Konfidenzintervalle, als Maß für die Sicherheit, mit der das Gestationsalter geschätzt werden kann

Korrelationskoeffizienten	Konfidenzintervalle bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von alpha = 0,1 %	
$r_{MFA/GA} = 0,93$	$r_1 = 0,97$	$r_2 = 0,84$
$r_{DA/GA} = 0,92$	$r_1 = 0,97$	$r_2 = 0,79$
$r_{FA/GA} = 0,89$	$r_1 = 0,96$	$r_2 = 0,72$
$r_{KUA/GA} = 0,72$	$r_1 = 0,89$	$r_2 = 0,40$
$r_{LA/GA} = 0,72$	$r_1 = 0,88$	$r_2 = 0,40$
$r_{GGA/GA} = 0,65$	$r_1 = 0,85$	$r_2 = 0,26$

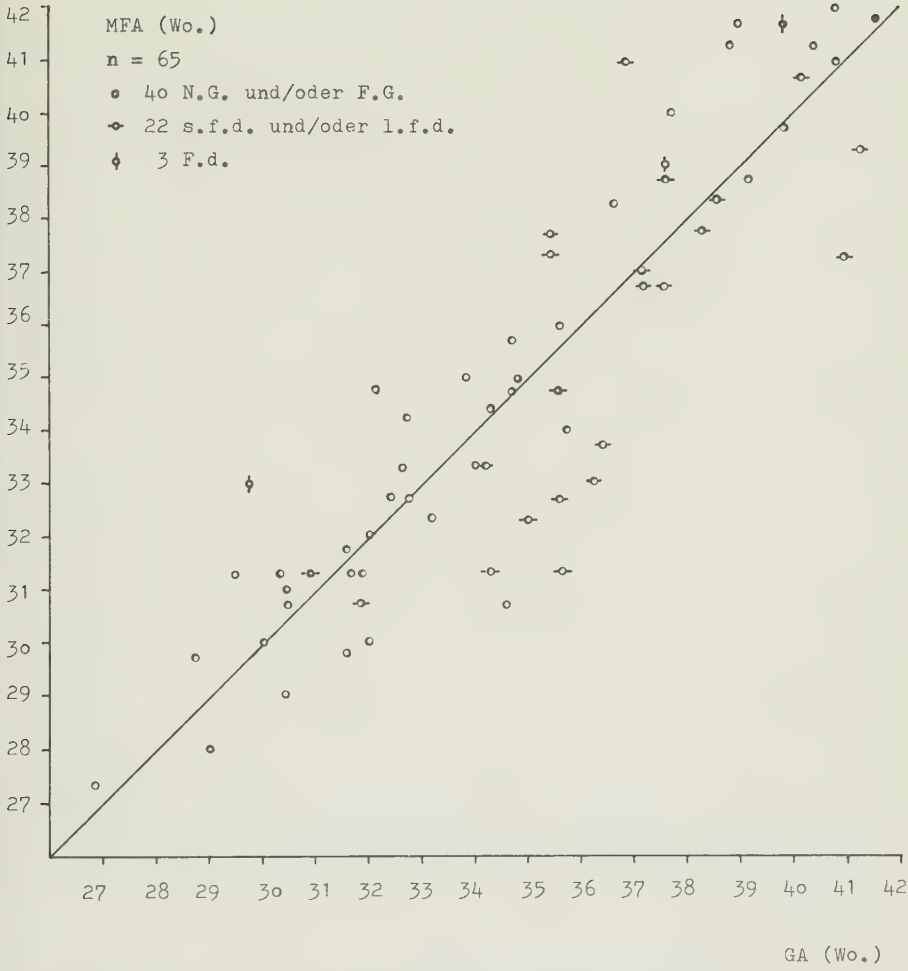

Abbildung 3 Bestimmung des Gestationsalters mit dem mod.FARR-Test

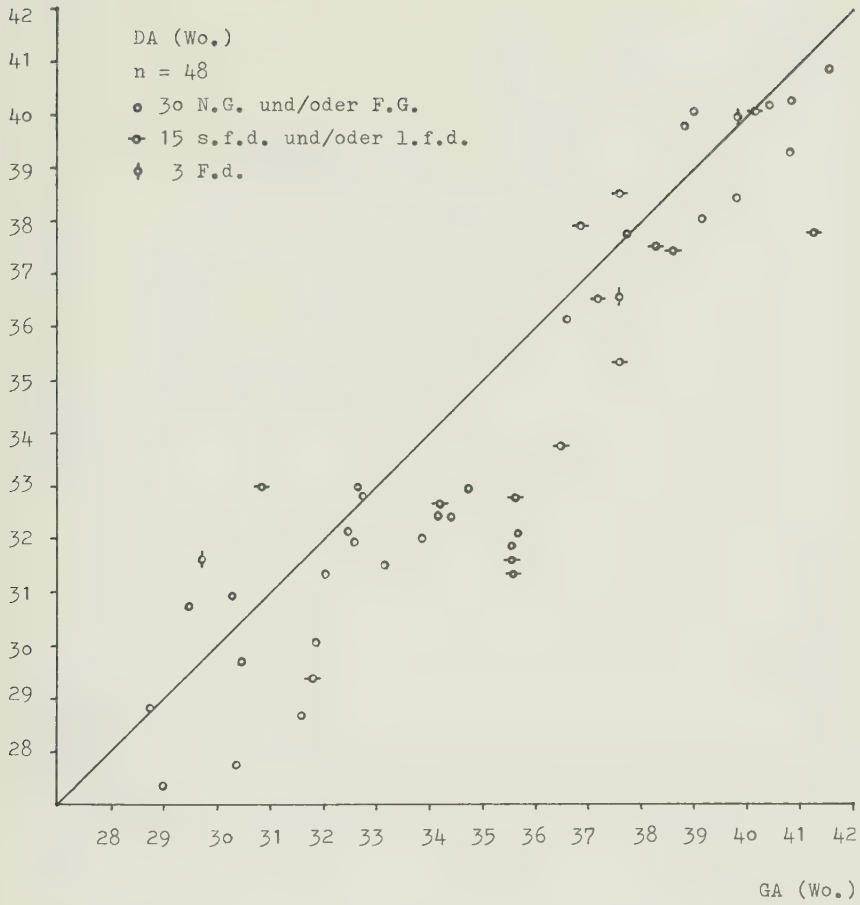

Abbildung 4 Bestimmung des Gestationsalters mit dem DUBOWITZ-Test

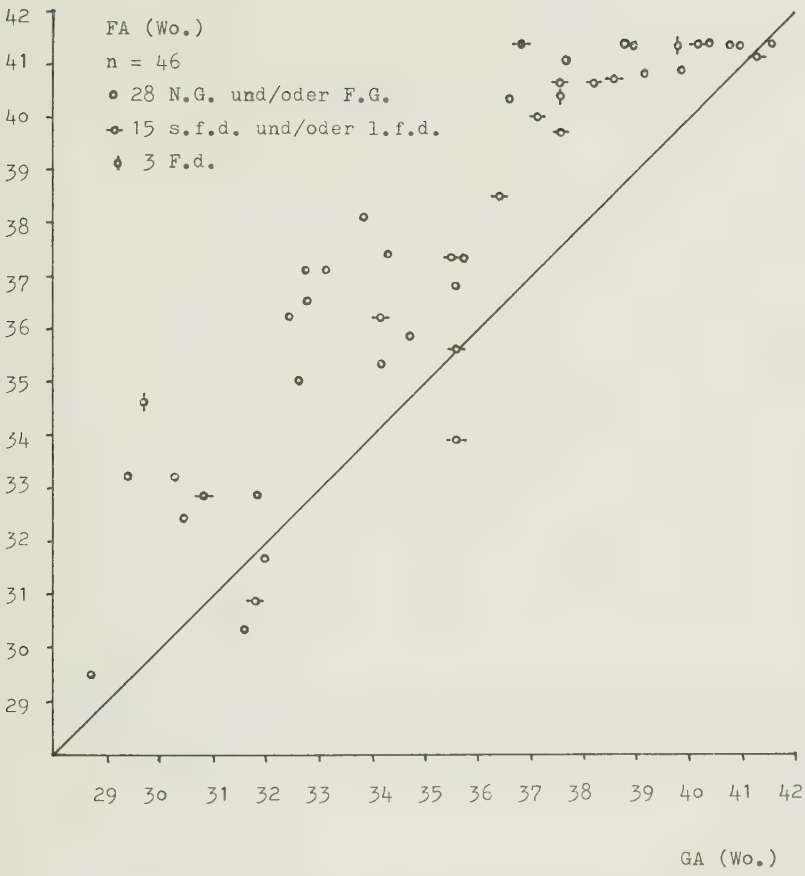

Abbildung 5 Bestimmung des Gestationsalters mit dem FARR-Test

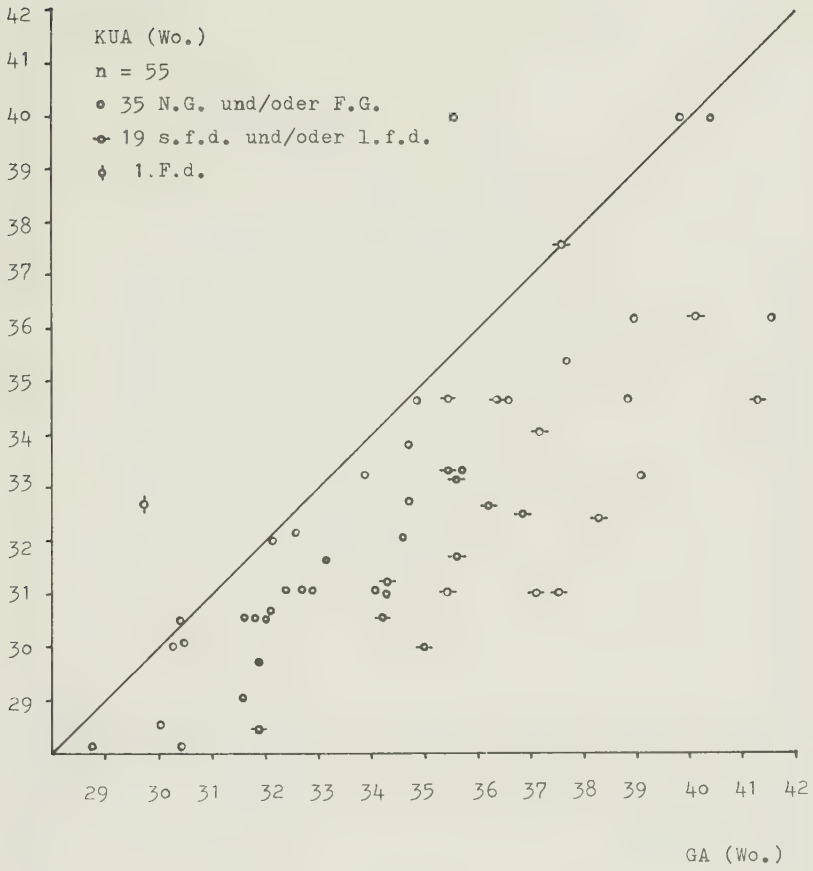

Abbildung 6 Bestimmung des Gestationsalters mit dem KU (Kurven von RIEGEL)

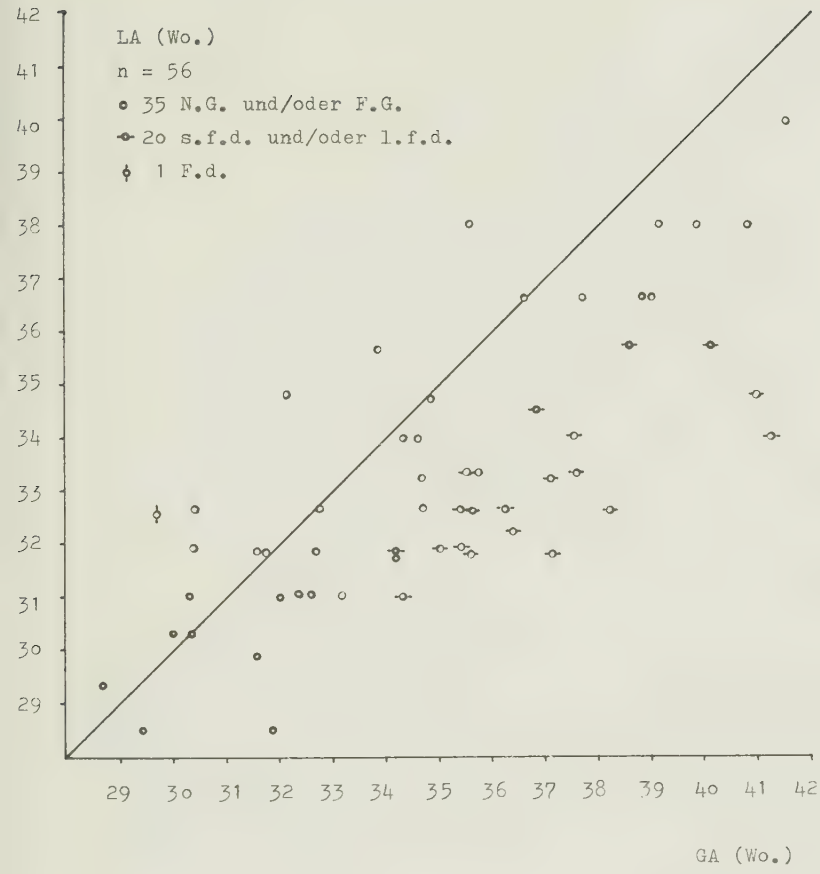

Abbildung 7 Bestimmung des Gestationsalters mit der L (Kurven von RIEGEL)

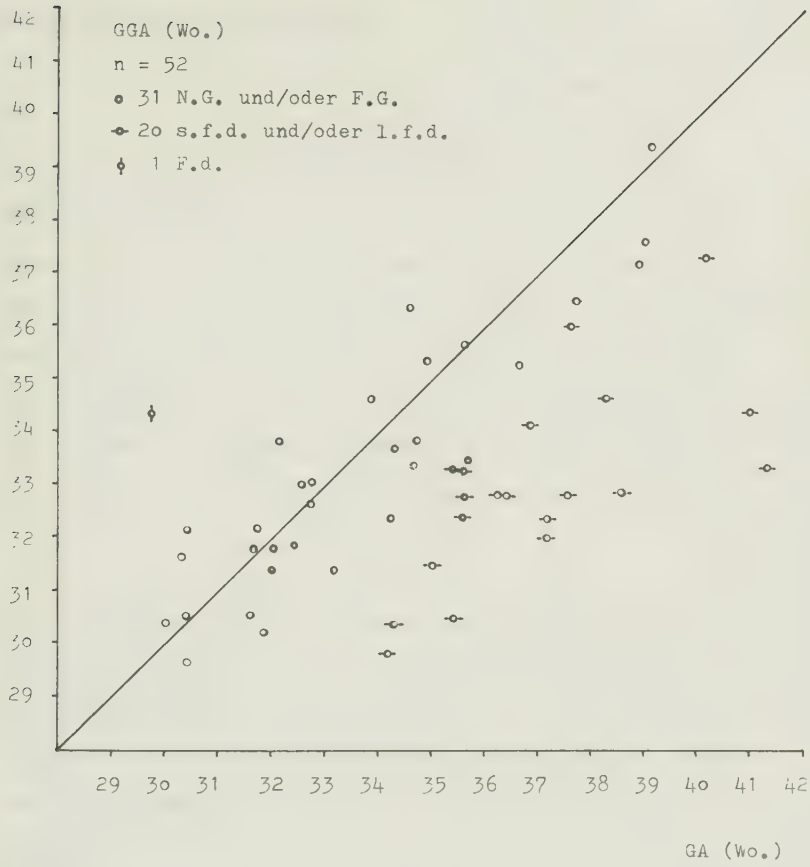

Abbildung 8 Bestimmung des Gestationsalters mit dem GG (Kurven von RIEGEL)

ZUSAMMENFASSUNG DER ERGEBNISSE

1. Es besteht ein maßkorrelativer Zusammenhang zwischen der Punktzahl des oben beschriebenen modifizierten FARR-Testes und dem Gestationsalter, das nach den Angaben der Mutter errechnet wurde. Der Korrelationskoeffizient ist 0,93, das Konfidenzintervall dieses Koeffizienten erstreckt sich, bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,1 %, von 0,97 bis 0,84. Die Abhängigkeit der Punktzahl (y) von dem Gestationsalter (x) konnte mit einer linearen Funktion gut beschrieben werden. Die Gleichung lautet:

$$y = 1{,}49\ x - 40{,}62$$

2. Um diese Regressionsgerade streuen die empirisch gefundenen Punktzahlen wie eine Normalverteilung. Die Standardabweichung ist 2,5 Wochen. Im Vergleich dazu sind bei diesem Untersuchungsgut Geburtsgewicht, Länge und Kopfumfang nicht normalverteilt. Im Säulendiagramm (Abbildung 2) dargestellt, sieht ihre Verteilung schief aus, mit Tendenz zur 10ten Perzentile.

3. Die nach GG, L, KU sowie nach dem FARR-, DUBOWITZ- und mod.FARR-Test geschätzten Gestationsalter korrelieren mit dem Gestationsalter nach den Angaben der Mutter, wobei die engste Korrelation mit dem

mod.FARR-Testalter und die geringste mit dem Geburtsgewicht besteht. Bei einer anderen Stichprobe müßte man auch mit einer weniger engen Korrelation rechnen, wobei jedoch die mögliche Abweichung der Korrelationskoeffizienten vom gefundenen Wert beim $r_{MFA/GA}$ am kleinsten, beim $r_{GGA/GA}$ am größten ist.

4. Der im Streuungsdiagramm (Abbildung 3, 4, 5, 6, 7, 8) zeichnerische Vergleich der verschiedenen Gestationsalter zeigt optisch, daß bei dem vorgelegten Untersuchungsgut die Alter der Kinder bestimmt nach KU, L, GG und DUBOWITZ-Test unterschätzt, nach dem FARR-Test überschätzt worden wäre, während sich das nach dem mod.FARR-Test bestimmte Alter gut dem anamnestischen GA nähert, entsprechend der Häufungsansammlung um die Winkelhalbierende.

5 DISKUSSION DER ERGEBNISSE

Im Mittelpunkt der Bemühungen dieser Arbeit stand, einen Anhaltspunkt zu finden, inwieweit eine Vereinfachung der Reifetestung möglich ist. Die Studie, die den Charakter einer Voruntersuchung hat (Stichprobe 65 Kinder), sollte klären, ob sich eine Testvereinfachung lohnt, oder ob sie die Schätzung des Gestationsalters wesentlich einschränkt.

Um einen Maßstab in die Hand zu bekommen, wurden dabei Vergleiche mit gängigen Reifetests und den anthropometrischen Größen angestellt.

Ein Ergebnis, das sich an die der Reifetests von FARR bzw. DUBOWITZ angleichen würde, ließe es sinnvoll erscheinen, diese Voruntersuchungen zum Ausgangspunkt für weitere Untersuchungen zu machen. Andererseits könnte es sein, daß dieser vereinfachte Test, ähnlich den anthropometrischen Maßen gänzlich ungeeignet ist, um das Gestationsalter in klinisch verwertbarer Weise anzuwenden. Der Vorteil eines solchen vereinfachten Tests wäre, daß auch Neugeborene unter den Bedingungen einer Intensivpflege untersucht werden könnten. Es handelt sich hier also nicht um eine Stichprobe aus einer Gesamtpopulation von gesunden Kindern, sondern es wurde an einer definierten Population ein Reifetest aufge-

stellt, für welche er letztlich in der klinischen Arbeit auch benötigt wird.

1 Vergleich der GA bestimmt nach den somatischen Maßen mit dem GA, bestimmt nach dem mod.FARR-Test

Klinische Parameter, die mit dem GA korrelieren und in aller Regel erfaßt werden, sind die Körpermaße, wie Gewicht, Länge und Kopfumfang des Neugeborenen. Der Moskauer Findelkindarzt MILLER war wohl der erste (1889), der das Geburtsgewicht dazu heranzog, um von ihm auf das GA zu schließen (zitiert nach v. PFAUNDLER 1941). Größere Bedeutung gewann diese Korrelation, die als eng erachtet wurde, als sie zu der Empfehlung der ersten WHO-Versammlung von 1948 führte, alle Neugeborenen mit einem Geburtsgewicht unter 2500 g als Frühgeborene zu bezeichnen. So wurden bei Unstimmigkeiten zwischen errechnetem Termin und Geburtsgewicht eher der vermeintlich engen Korrelation von GG und Schwangerschaftsdauer, als den Angaben der Mutter gefolgt. Die Geburtsmaße sind aber nur bedingt verwertbar, um im Einzelfall genaue Angaben über das Alter machen zu können.

Bereits RUNGE (1939) erkannte, daß pränatale Ausreifung von Funktionssystemen nur bedingt in Korrelation zur intrauterinen Gewichts- und Längenzunahme

stehen, und PFAUNDLER (1941) stellt fest, daß 20 - 30 % untergewichtiger Neugeborener ausgetragen sind, eine Prozentzahl, die von JANTZEN, MICHAELIS, ter MEULEN und MELICHAR (1968) bestätigt wurde. HOSEMANN schreibt 1948, daß das Geburtsgewicht wegen seiner großen Streubreite als Kriterium für Reife oder Tragzeit nur mit großer Vorsicht zu gebrauchen ist. Ähnliches gilt für die Geburtsgröße, da der Längenmessung zusätzlich ein großer subjektiver Fehler anhaftet (HOSEMANN 1848) und für den Kopfumfang (HOSEMANN 1949). USHER (1966) gibt an, daß 50 % der untergewichtigen Kinder nicht unreif und die Hälfte aller unreifen Kinder normalgewichtig sind.

Heute existieren eine ganze Reihe von Gewichts-, Längen- und Kopfumfangkurven mit Perzentilen verschiedener Autoren (HOSEMANN 1948, 1949, LUBCHENKO et al. 1963, 1966, PARMELEE et al. 1964, USHER und McLEAN 1969, STERKY 1970, TANNER 1970, RIEGEL 1974 zitiert bei HICKL). Diese Kurven dienen im Zusammenhang mit dem Gestationsalter unter anderem auch zur Diagnose der hypotrophen Neugeborenen.

Zwanglos in die Kritik, somatische Maße zur Bestimmung des GAs heranzuziehen, reiht sich das Ergebnis dieser Arbeit ein. Es besteht kein Zweifel,

daß eine Korrelation zwischen GA und den Geburtsmaßen besteht, FARR fand, differenziert nach Jungen und Mädchen, einen Koeffizienten von 0,65 bzw. 0,56. Bei MEYER-DIETRICH lag der Koeffizient zwischen 0,839 und 0,88 für GG, L und KU.

Wenn es sich hier auch um höchst signifikante Korrelationen handelt, so wurde doch auch deutlich, daß bei einer Stichprobe, wie in der vorgelegten, die Beurteilungen des GAs mittels somatischer Maße, die hypotrophen Kinder hochsignifikant niedrigere Wertungen bekommen, gegenüber den eutrophen Neugeborenen, während bei der Beurteilung des GAs mittels der Tests (FARR und DUBOWITZ) die Tendenz der Unterschätzung nicht signifikant ist (MEYER-DIETRICH). Die Ergebnisse dieser Studie (Abbildung 2,6,7,8) bestätigen die Ergebnisse von MEYER-DIETRICH.

Der rechnerische Vergleich mit Hilfe der Korrelationskoeffizienten und ihrer Konfidenzintervalle ergab für die anthropometrischen Maße eine weniger enge Korrelation mit dem GA und deutlich weitere Intervalle, als für den mod.FARR-Test (Seite 30). Das heißt, daß das GA mit Hilfe des mod.FARR-Testes genauer bestimmt werden kann als mit den anthropometrischen Maßen.

2 Vergleich des DA und FA mit dem MFA

In den letzten Jahren wurden verschiedene klinische Methoden beschrieben, die eine Bestimmung des Gestationsalters ermöglichen sollten. So definierten folgende Autoren Reifezeichen, die semiquantativ bewertet und dem Gestationsalter zugeordnet wurden: HIPPOKRATES aus Überlieferungen, SCHMÖGER (1955), KÄNDLER (1958), v.HARNACK und OSTER (1958), KEITEL und CHU (1965), FARR, MITCHELL, NELIGAN und PARKIN (1966), FARR, KERRIDGE und MITCHELL (1966), USHER (1966), PETRUSSA (1970) DUBOWITZ (1970), FINNSTRÖM (1971).

Die von FARR und DUBOWITZ beschriebenen Tests erheben Anspruch auf hohe Genauigkeit und erfordern im Vergleich zu anderen Tests wenig aufwendige Untersuchungen (MEYER-DIETRICH 1976).

Dennoch konnte von den 65 Kindern bei 17, wegen ihres beeinträchtigten Zustandes zum Zeitpunkt der Untersuchung außer dem modifizierten FARR-Test kein anderer Test angewandt werden.

FARR entwickelte ihren Test an Kindern, die sich aus neugeborenen Kindern einer Entbindungsklinik zusammensetzt, während DUBOWITZ auf eine Stichprobe zurückgreift, die der hier vorgelegten Stichprobe entsprechen dürfte. Er beschreibt jedoch in seiner Arbeit, daß Kinder von der Studie ausgeschlossen wurden,

wenn sie zu sehr erkrankt waren, um untersucht werden zu können oder wenn der Mororeflex fehlte. Einen wesentlichen Bestandteil seines Tests bilden denn auch die neurologischen Kriterien, die im wesentlichen auf Arbeiten von Madame ST.ANNE DARGASSIES (1955), KÖNIGSBERGER (1966), AMIL-TISON (1968), ROBINSON (1966) und PRECHTL (1964) stützten. Obwohl von diesen Autoren motorische Muster beschrieben wurden, die in ihrer Ausreifung eng mit dem Gestationsalter korrelieren, zeigt sich, daß die neurologischen Kriterien in ihrer Anwendung auf nicht neurologisch auffällige Kinder beschränkt bleiben müssen, um das Testergebnis nicht zu verfälschen.

Auf der anderen Seite konnte für einige motorische Muster gezeigt werden, daß ihre Reifung extrauterin beschleunigt wird, wie zum Beispiel die Kopfkontrolle (KRIEGER 1974).

Angeregt durch die Arbeiten von BRUETON et al. (1973) und MEYER-DIETRICH (1976), die zeigen konnten, daß durch die Erhöhung der Anzahl untersuchter Merkmale die Genauigkeit des Tests nicht unbedingt erhöht wird, wurde hier mit einer Reduzierung der Test-Items gearbeitet.

Der Vergleich der beiden genannten Tests mit dem vor-

gelegten Test bestätigt die Berechtigung einer Reduzierung der Reifezeichen und einer Vereinfachung der Definitionen. Von FARR wird ein Schätzfehler bei der Bestimmung des Gestationsalters in 95 % der Fälle von weniger als ± 2,4 Wochen angegeben, von DUBOWITZ von ± 2 Wochen in 95 % der Fälle. Der Korrelationskoeffizient des totalen Score gegen das GA wird von ihm mit 0,93 angegeben. Demgegenüber steht ein Schätzfehler von ± 2,8 Wochen in 95 % der Fälle und ein Korrelationskoeffizient der Gesamtpunktzahl zu GA von 0,90 beim vorgelegten Test.

Der Vergleich fällt günstiger aus, wenn man in das Kalkül miteinbezieht, daß FARR das GA signifikant über- und DUBOWITZ signifikant unterschätzt (MEYER-DIETRICH). Darüberhinaus wurde in der gleichen Arbeit der Schätzfehler, der in der Beschreibung der Tests angegeben wurde, kritisch untersucht: bei der Verwendung des Tests von FARR und von DUBOWITZ zur Bestimmung des GA liegen mehr Werte als erwartet außerhalb der von diesen Autoren angegebenen Toleranzgrenzen. Die Schätzfehler bei Verwendung des DUBOWITZ-Testes und des FARR-Testes sind gleich groß, wenn man von dem signifikanten Trend der Unter- bzw. Überschätzung absieht. Die 95 % Toleranzgrenze liegen bei etwa ± 3 Wochen ($\approx \pm 2$ s). Damit wäre die

Genauigkeit des mod.FARR-Testes ebenso hoch wie die von DUBOWITZ und FARR (MEYER-DIETRICH 1976).

6 ZUSAMMENFASSUNG

Bisher wurde keine Methode zur Bestimmung des Gestationsalters beschrieben, die auch unter den Bedingungen einer neonatalen Intensivpflege durchführbar ist. Die hier vorgelegte Studie benützt einen modifizierten FARR-Test. Die Modifikation besteht in einer Reduzierung auf acht quantifizierte Reifezeichen, durch welche der Test auch an Neugeborenen, die unter Intensivtherapie und -pflege standen, angewandt werden konnte. Weiterhin besteht die Modifikation in einer Neudefinition von einzelnen Reifezeichen, abweichend von der Beschreibung FARRs; dadurch wurde der Test erheblich in der Durchführung und Bewertung vereinfacht.

Bei einer Stichprobe an 65 Kindern, die strenge Kriterien zu erfüllen hatten, wurde eine Abhängigkeit zwischen Gesamtpunktzahl und GA gefunden, die rechnerisch und zeichnerisch in einer Regressionsgeraden beschrieben werden konnte.

Das GA wird nach dieser Methode mit bedeutend höherer Genauigkeit angegeben, als nach den anthropometrischen Maßen und mit ebenso großer Genauigkeit wie nach den Tests von FARR oder DUBOWITZ.

7 LITERATURVERZEICHNIS

AMIEL-TISON, C. — Neurological evaluation of the maturity of newborn infants. Arch.Dis.Childh. 43, 89 (1968)

BRUETON, M.J.; PALIT, A.; PROSSER, R. — Gestational age assessment in Nigerian newborn infants. Arch.Dis.Childh. 48, 318 (1973)

CASAER, P.; AKIYAMA, Y. — The estimation of the postmenstrual age: a comprehensive review. Develop. Med. Child Neurol. 12, 697 (1970)

ST. ANNE DARGASSIES, S. — Neurological maturation of the premature infant of 28 to 41 weeks gestational age. In F. Falkner (ed.): Human Development. Saunders, Philadelphia and London (1966)

DUBOWITZ, L.M.S.; DUBOWITZ, V.; GOLDBERG, C. — Clinical assessment of gestational age in the newborn infant. J. Pediat. 77, 1 (1970)

FARR, V.
MITCHELL, R. G.
NELIGAN, G. A.
PARKIN, I. M.
The definition of some external characteristics used in the assessment of gestational age in the newborn infant
Develop. Med. Child Neurol.
8, 507 (1966)

FARR, V.
KERRIDGE, D. F.
MITCHELL, R. G.
The value of some external characteristics in the assessment of gestational age at birth
Develop. Med. Child Neurol.
8, 657 (1966)

FINNSTRÖM, O.
Studies on maturity in newborn infants
II. External characteristics
Acta Paediat. Scand.
61, 24 (1972)

v. HARNACK, G.-A.
OSTER, H.
Quantitative Reifebestimmungen von Frühgeborenen
Mschr. Kinderheilk.
106, 324 (1958)

HICKL, E.-J.
RIEGEL, K.
(Herausgeber)
Angewandte Perinatologie
Urban und Schwarzenberg
München, Berlin, Wien
(1974)

HIPPOKRATES
Die gesammelten Werke
Übersetzt von Dr. R. Kapferer
Bd.V, Teil 25, 98

HOSEMANN, H.
Schwangerschaftsdauer und Neugeborenengewicht
Arch. f. Gynäk.
176, 109 - 123 (1949)

HOSEMANN, H.
Schwangerschaftsdauer und Neugeborenengröße
Arch. f. Gynäk.
176, 124 - 134 (1949)

HOSEMANN, H.
Schwangerschaftsdauer und Kopfumfang des Neugeborenen
Arch. f. Gynäk.
176, 443 (1949)

JANTZEN, K.
MICHAELIS, R.
v.ter MEULEN
MELICHAR, V.
Postnatale Besonderheiten hypotropher Neugeborener
Geburtsh. u. Frauenheilk.
28, 468 (1968)

KÄNDLER, H.
Reifezeichen bei Früh- und Neugeborenen
Mschr. Kinderheilk.
106, 328 (1958)

KEITEL, H. G.
CHU, E.
Breast nodule in premature infants
Am. J. Dis. Child
109, 121 (1965)

KOENIGSBERGER, M.R.
Judgement of fetal age
I. Neurologic evaluation
Pediat. Clin. N. Amer.
13, 823 (1966)

KREYSZIG, E.
Statistische Methoden und ihre Anwendungen
Vandenhoeck & Rupprecht
Göttingen (1973)

KRIEGER, A.
Untersuchungen zur Reifung motorischer Muster bei Frühgeborenen
Inauguraldiss. Uni. Tü.
Fachbereich klin. Medizin
(1974)

LIENERT, G. A.
Verteilungsfreie Methoden in der Biostatistik, dargestellt an Beispielen aus der psychologischen, medizinischen und biologischen Forschung
Hain, Meisenheim (1962)

LUBCHENCO, L. O.
HANSMAN, C.
BOYD, E.
Intrauterine growth in length and head circumference as estimated from live births at gestational ages from 26 to 42 weeks
Pediatrics 37, 403 (1966)

LUBCHENCO, L. O.
HANSMAN, C.
DRESSLER, M.
BOYD, E.
Intrauterine growth as estimated from lifeborn birth weight data at 24 to 42 weeks of gestation
Pediatrics 31, 793 (1963)

MEYER-DIETRICH, H.
Untersuchungen zur klinischen Bestimmung des Gestationsalters von Neu- und Frühgeborenen
Inauguraldiss. Uni. Tü. Fachbereich klin. Medizin (1976)

PARMELEE, A. H. jr.
STERN, E.
CHERUIN, G.
MINKOWSKI, A.
Gestational age and size of premature infants
Biol. Neonat.
6, 309 (1964)

PETRUSSA, I.
A simple scoring system for the assessment of gestational age of newborn infants
Vortrag auf dem Internationalen Kongreß für Perinatologie London (1970)

v. PFAUNDLER, M.
Studien über Frühtod, Geschlechtsverhältnis und Selektion; zum perinatalen Sterben; die Neugeborenensterblichkeit
Zbl. Kinderheilk. 62, 351 (1941)

PRECHTL, H. F. R.
BEINTEMA, D.J.
The neurological examination of the full-term newborn infant
London
Heinemann Spastics International Publications (1964)

ROBINSON, R. J. — Assessment of gestational age by neurological examination
Arch. Dis. Childh.
41, 437 (1966)

RUNGE, H. — Die lange dauernde Schwangerschaft
Dtsch. med. Wschr.
65, 541 (1939)

SCHMÖGER, R. — Kinderärztliche Praxis
23, 432 (1955)

STERKY, G. — Swedish Standard curves for intrauterine growth
Pediatrics
46, 7 (1970)

TANNER, J. M — Standards for birth-weight or intrauterine growth
Pediatrics
46, 1 (1970)

USHER, R.
McLEAN, F. — Intrauternie growth of life-born caucasion infants at sea level
Standards obtained from measurements in 7 dimensions of infants born between 25 and 44 weeks of gestation
Pediat., 74, 901 (1969)

USHER, R.
McLEAN, F.
SCOTT, K.E.

Judgement of fetal age
Pediat. Clin. N. Amer.
13, 835 (1966)

Lebenslauf

Am 11. Dez. 1943 wurde ich, Michel Felix Oppl, als dritter Sohn des Studienrates Dr.rer.nat. Egon Oppl und seiner Frau Aloisia, geb. Gürsch, in Troppau/CSR geboren.

Nach der Volksschule in Heidelberg und Stuttgart besuchte ich das mathematisch naturwissenschaftliche Wagenburg-Gymnasium in Stuttgart, wo ich im März 1964 die Reifeprüfung ablegte.

Anschließend leistete ich meinen Pflichtwehrdienst in Hammelburg ab.

Vom Wintersemester 1965/1966 bis Sommersemester 1968 studierte ich an der Tübinger Eberhard-Karls-Universität Biologie. Nach der Diplomvorprüfung für Biologie im Mai 1968 wechselte ich zur medizinischen Fakultät über. Die naturwissenschaftliche Vorprüfung absolvierte ich im März 1969, die ärztliche Vorprüfung im Oktober 1970 und das Staatsexamen am 1. Febr. 1974.

Vom März 1974 bis Febr. 1975 leistete ich meine Medizinalassistentenzeit ab, davon vier Monate an der Kinderklinik Tübingen, drei Monate an der Medizinischen Universitäts-Poliklinik Tübingen und vier Monate Chirurgie an der Berufsgenossenschaftlichen Unfallklinik ebenfalls in Tübingen, sowie einen Monat Innere Medizin an der Psychosomatischen Klinik Kinzigtal in Gengenbach.

Seit März 1975 bin ich an der Psychosomatischen Klinik in Schömberg ärztlich tätig.